市场准入管制与企业 ESG 表现*
——来自市场准入负面清单的证据

● 宁静波　赵晓光
（山东师范大学经济学院　济南　250358）

【摘　要】本文以市场准入负面清单制度的实施作为市场准入管制放松的准自然实验，选取中国 A 股上市公司数据，使用双重差分方法，分析了市场准入管制放松对企业 ESG 表现的影响。研究发现，市场准入负面清单制度能够显著提升企业 ESG 表现。作用机制检验发现，市场准入负面清单制度通过增强市场竞争程度、提升社会信任水平、提高企业资源配置效率显著提升企业 ESG 表现。异质性分析发现，对于大规模企业、非重污染行业以及地方政府干预程度较高地区的企业，市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的提升作用更明显。本文的研究结果为我国完善市场准入制度与实施可持续发展战略提供了理论依据和政策启示。

【关键词】市场准入管制　市场准入负面清单制度　企业 ESG 表现
中图分类号：F272　　文献标识码：A

1. 引言

党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革　推进中国式现代化的决定》明确提出，要完善中国特色现代企业制度，弘扬企业家精神，支持和引导各类企业提高资源要素利用效率和经营管理水平、履行社会责任。环境、社会和公司治理（ESG）作为衡量企业可持续发展与社会价值实现的重要指标，已经成为企业投资决策的重要考量。将 ESG 投资纳入企业的战略框架，既是发挥企业正外部性作用的有效手段，也是打造现代企业的内在要求。因此，探究如何激励企业开展 ESG 实践，具有重要的研究价值。

许多研究表明，制度环境能够对企业 ESG 表现产生重要影响（Cicchiello et al.，2023；Chen &

* 基金项目：国家社会科学基金项目“促进制造业高质量发展的精准治污机制研究”（项目批准号：20BJY082）。
通讯作者：赵晓光，E-mail：15064128610@163.com。

Li，2024；李慧，2024）。市场准入制度是市场经济的基础性制度，它界定了市场主体进入市场的资格与条件，是市场经济中资源分配和竞争秩序维护的起点。实施市场准入负面清单制度是我国市场准入制度持续改进的成果，也是我国社会主义市场经济体制改革的重大制度创新，该制度通过“法无禁止即可为”的负面清单模式，放松了市场准入管制，重构了政府与市场关系，能够有效激发市场活力、促进公平竞争、推动高质量发展。现有研究表明，市场准入负面清单制度在宏观层面能够缩小城乡收入差距（雷卓骏等，2023）、促进区域创新（雷卓骏和刘晔，2024；吴勋等，2024），在微观层面能够提高企业投资效率（王雄元和徐晶，2022）和全要素生产率（张宽等，2023）、促进企业创新（周志方等，2023）和企业垂直专业化（Pan et al.，2023）、提升企业劳动收入份额（李金磊等，2024）、降低企业债务融资成本（Zhang et al.，2024）、促进企业并购（Wang et al.，2024）和企业绿色转型（胡海川等，2025）等。然而，既有研究虽然关注到了负面清单制度对经济发展、企业行为的影响，但鲜有文章探讨其对企业 ESG 表现的影响，也尚未有文章探讨其中的影响机制。厘清负面清单制度对企业 ESG 表现的影响机制，对于完善我国市场准入制度、提升企业治理水平和促进社会可持续发展具有重要意义。

鉴于此，本文对市场准入管制与企业 ESG 表现之间的关系进行了理论分析和实证检验。具体而言，本文借助我国 2016 年开始实施的市场准入负面清单制度试点作为市场准入管制放松的准自然实验，利用 2013—2018 年中国 A 股上市公司数据，运用双重差分方法，结合华证 ESG 数据，系统考察了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响。研究发现：市场准入负面清单制度能够显著提升企业 ESG 表现，该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验发现，市场准入负面清单制度能够通过增强市场竞争程度、提升社会信任水平、提高企业资源配置效率提升企业 ESG 表现。异质性分析发现，市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的提升作用在大规模企业、非重污染行业以及政府干预程度较高地区企业中更明显。

本文的边际贡献包括以下三个方面：第一，扩展了企业 ESG 表现制度影响因素的研究维度。以往研究探讨了行政审批制度改革、环境规制等政府行为对企业 ESG 表现的影响，本文则从市场准入管制入手，分析了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响，这拓宽了影响企业 ESG 表现的政府因素的研究边界。第二，丰富了市场准入负面清单制度实施效果的研究成果。当前关于市场准入管制对企业 ESG 表现的研究还比较匮乏，本文从企业 ESG 表现入手，探讨了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响，充实了该制度实施效果方面的研究。第三，本文基于企业开展 ESG 实践的可能性与可行性两个方面探讨了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响机制，剖析了市场准入负面清单制度如何通过提高市场竞争程度与促进社会信任提高企业开展 ESG 实践的可能性，以及如何通过提高企业资源配置效率增强企业开展 ESG 实践的可行性，厘清了市场准入负面清单制度与企业 ESG 表现之间的逻辑链条。特别值得一提的是，本文基于互惠理论解释了企业开展 ESG 实践利他动机产生的原因，并明晰了负面清单制度提升社会信任水平的路径，拓展了制度对经济影响的信任机制研究思路，以期能为市场经济制度改革提供有益借鉴。

2. 制度背景与研究假设

2.1 制度背景

我国市场准入制度的出台和发展，与改革开放以来的经济体制转型、市场化进程深化以及融入全球经济体系的背景密切相关。改革开放前，我国实行高度集中的计划经济体制，资源配置由政府主导，市场准入严格受限，导致经济活力不足、效率低下。1978 年后，经济体制改革逐步推进，打破行政垄断，允许更多市场主体（包括民营和外资企业）参与竞争，市场准入制度成为释放经济活力的关键工具。1992 年党的十四大提出建立社会主义市场经济体制，要求构建公平竞争的市场环境，明确了市场准入的规则。1993 年公司法、2008 年反垄断法等法律出台，为市场准入提供了制度框架，规范企业设立与经营行为。特别是 2001 年我国加入世界贸易组织（WTO）之后，全球化背景下以开放促改革、对接国际规则，建立规范的市场准入制度成为后续改革的重点。

然而，在市场准入负面清单制度实施之前，我国在市场准入管制方面主要采用正面清单管理模式，即“法允许方可行”，这为行业主管部门赋予了过多的经济规制权力（张蕴萍，2015），也为地方政府设置各种市场准入壁垒提供了操作空间（张宽等，2023）。这种管理模式不仅存在准入门槛高、审批环节多等制度性壁垒，而且还会带来“卷帘门”“玻璃门”等隐形壁垒（孔祥利和张倩，2023）。为解决上述问题，2013 年，党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出实行统一的市场准入制度，在制定负面清单基础上，各类市场主体可依法平等进入清单之外领域。2015 年，《国务院关于实行市场准入负面清单制度的意见》正式确立了市场准入负面清单制度的制度框架，明确以“非禁即入”原则保障市场主体的平等权利。

之后，我国开始推行市场准入负面清单制度渐进式改革。2016 年，上海市、天津市、福建省和广东省 4 个省市开始进行首批试点。2017 年，试点范围得到进一步扩大，增加了重庆市、吉林省、陕西省、浙江省、四川省、湖南省、贵州省、河南省、黑龙江省、湖北省和辽宁省 11 个试点省市。2018 年 12 月，随着《市场准入负面清单（2018 年版）》的发布，该制度进入全面实施阶段。此后，国家不断对市场准入负面清单进行修订，截至 2024 年，已经更新了《市场准入负面清单（2019 年版）》《市场准入负面清单（2020 年版）》《市场准入负面清单（2022 年版）》三个版本。

2.2 研究假设

结合前文的制度介绍和已有文献，本文从市场准入负面清单制度的实施影响企业开展 ESG 实践的可能性与可行性两个角度展开分析。其中，可能性体现的是企业开展 ESG 实践的原因和动机，可行性体现的是企业开展 ESG 实践的能力和基础。

市场准入负面清单制度通过增强市场竞争程度提高企业开展 ESG 实践的可能性。首先，市场准入负面清单制度通过降低市场准入门槛，减少市场准入隐形壁垒，吸引更多的市场主体进入市场，

从而增强市场竞争程度。其次，增强市场竞争有助于促进企业开展 ESG 实践。这是因为，企业开展 ESG 实践意味着其需要在环境保护、社会责任、公司治理三个方面进行持续的努力，除了能带来内部治理效率的提高，还能够帮助企业树立起负责任的形象，打造良好声誉，进而降低与利益相关者之间的信息不对称程度，改善与利益相关者的关系，获得投资者、债权人等的资金支持（方先明和胡丁，2023），以及更多的政策支持（Bissoondoyal-Bheenick et al.，2023），赢得消费者或者客户的信赖（毛其淋和王玥清，2023）等，进而提升自身的核心竞争力。鉴于此，当市场准入负面清单制度提升了市场的竞争程度时，企业为获得更多的竞争优势，有动机开展 ESG 实践。

据此，本文提出如下假设：

H1：市场准入负面清单制度通过增强市场竞争程度激励企业开展 ESG 实践。

市场准入负面清单制度通过提升社会信任水平提高企业开展 ESG 实践的可能性。首先，市场准入负面清单制度有助于促进社会信任的建立。政府行为在社会信任的建立中能够发挥重要作用，它可以通过示范机制和预期机制影响社会信任的积累（肖鹏和王亚琪，2023）。市场准入负面清单制度为各类市场主体营造了一种公平竞争的市场环境，有助于提高企业和民众对于行政公平性的评价和感知，使得民众认为政府是公正和值得信赖的，进而在政府的示范作用下，民众愿意将对于政府的信任推广到其他人身上，相信其他人的行为也是公正的（苗红娜，2014），最终提升整个社会的信任水平。同时，市场准入负面清单制度所提供的公开、公平的机会，使得企业和民众对于制度环境具有一个良好的预期，相信会有更多的发展机会，从而对未来生活持有一个比较乐观的态度，进而增加人们信任社会中其他人的意愿（Uslaner，1998），最终促进社会信任水平的提升。

其次，提高社会信任水平能够促进企业开展 ESG 实践。这是因为，企业开展 ESG 实践不仅会给自身带来收益，也会给社会带来环境可持续发展、社会公平等正的外部性，带有一定的“公共物品”属性（魏建等，2024）。因此，企业开展 ESG 实践既存在基于自身成本收益分析的利己动机，也存在一种回馈社会的利他动机。企业一方面因为 ESG 表现好获得社会认可“点赞”，为自己赢得更多资源；另一方面也会通过社会责任的履行来“回赞”，进而与社会公众形成一种互惠关系，并由此产生利他动机。Giddens（1991）认为信任是对一个人或一个系统之可信赖性所持有的信心。要保持企业与社会之间的这种互惠关系，激发利他动机的出现，需要企业和社会之间的信任。所以，市场准入负面清单制度提高了社会信任水平，有助于促进企业与社会之间互惠关系的形成，刺激企业的利他动机，进而提高企业开展 ESG 实践的可能性。

据此，本文提出如下假设：

H2：市场准入负面清单制度通过提升社会信任水平激励企业开展 ESG 实践。

市场准入负面清单制度通过提高企业的资源配置效率增强企业开展 ESG 实践的可行性。首先，市场准入负面清单制度一方面放宽了市场准入限制，使得企业能够进入更多领域进行投资；另一方面要求落实“全国一张单”模式，能够有效抑制市场准入领域的地方保护主义行为，促进要素资源更加自由地流动。这两方面使得企业能够更好地基于利润最大化的目标配置要素资源，提高自身的资源配置效率。其次，企业资源配置效率的提高能够促进其开展 ESG 实践。这是因为，ESG 实践的开展需要企业在资金、技术、劳动力、数据等要素方面进行一定的投入，所以，要素资源的优化配置能够提升 ESG 活动的效率。更为高效的资源配置也有助于提升企业的财务绩效（张祥建等，

2015），为企业提供更多的资金支持，从而增强企业开展 ESG 实践的能力。

据此，本文提出以下假设：

H3：市场准入负面清单制度通过提高企业资源配置效率提升企业 ESG 表现。

3. 研究设计

3.1 模型设定

为了检验市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响，本文构建如下多期双重差分模型：

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Open_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，i 代表企业，t 代表年度，被解释变量 $ESG_{i,t}$ 代表企业 i 在 t 年的 ESG 表现，核心解释变量 $Open_{i,t}$ 是市场准入负面清单制度代理变量，表示企业 i 所在地区在 t 年是否已经实施该项制度。$Controls_{i,t}$ 是一系列控制变量；Firm 是企业固定效应，Year 是时间固定效应；$\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。系数 α_1 反映市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响，如果系数 α_1 显著为正，说明该制度显著提升了企业 ESG 表现。

3.2 变量定义

3.2.1 被解释变量：企业 ESG 表现（ESG）

参考毛其淋和王玥清（2023）的研究，本文选用华证 ESG 评级数据衡量企业 ESG 表现。华证 ESG 评级数据计算了我国 A 股上市企业的 ESG 评价综合得分，并根据得分给予被评主体从低到高依次为 C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA 的九档评级。具体衡量方式是将 C 至 AAA 依次赋值为 1~9，数值越高代表企业 ESG 表现越好。

3.2.2 核心解释变量：市场准入负面清单制度（Open）

$Open_{i,t}$ 代表市场准入负面清单制度实施的虚拟变量，如果企业 i 所在地区在 t 年实施这项制度，则 $Open_{i,t}$ 在 t 年及之后的年份取值为 1，否则为 0，即当企业 i 所在省（直辖市）为上海、天津、福建和广东时，$Open_{i,t}$ 在 2016 年及之后的年份取 1，否则取 0；当企业 i 所在省（直辖市）为重庆、吉林等第二批试点地区时，$Open_{i,t}$ 在 2017 年及之后的年份取 1，否则取 0。

3.2.3 控制变量

参考王应欢和郭永祯（2023）的研究，本文选取如下控制变量：企业规模（Size）、资产负债率（Lev）、成长性（Growth）、账面市值比（MB）、资产报酬率（Roa）、企业年龄（Age）、管理层薪酬（Salary）、独立董事占比（Inddirect）、第一大股东持股比例（Top1）。各变量详细定义见表 1。

表 1　　变 量 定 义

类别	变 量 名 称	符号表示	具 体 含 义
被解释变量	ESG 表现	ESG	华证环境、社会和治理（ESG）评级指数
核心解释变量	市场准入负面清单制度	Open	企业 i 所在省（直辖市）在 t 年被列入负面清单制度试点地区后，t 年及之后年份 Open 取 1，否则取 0
控制变量	企业规模	Size	总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	成长性	Growth	营业收入增长率
	账面市值比	MB	总资产/市值
	资产报酬率	Roa	净利润/总资产
	企业年龄	Age	企业年龄的自然对数
	管理层薪酬	Salary	管理层薪酬总额的自然对数
	独立董事占比	Inddirect	独立董事人数/董事会人数
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数/总股本

3.3　样本选择和数据来源

本文使用沪深 A 股上市公司作为研究样本，因为市场准入负面清单制度在 2016 年开始试点，2018 年 12 月 25 日《市场准入负面清单（2018 年版）》的发布，则标志着该制度进入全面实施阶段，所以参照张悦等（2023）的做法，将样本结束年份定为 2018 年，从而样本研究期间为 2013—2018 年。本文对初始样本进行如下处理：剔除 ST、＊ST、PT 类公司样本，剔除上市不满一年、已经退市或被暂停上市的公司样本，剔除金融类公司样本，剔除主要变量缺失的样本观测值，并且对连续型变量进行上下 1%缩尾处理。本文所使用的华证 ESG 评级数据来自 WIND 数据库，其余上市公司数据来自国泰安（CSMAR）数据库，省级层面数据来自《中国统计年鉴》，作用机制检验部分使用的个人以及家庭层面数据来源于北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）开展的中国家庭追踪调查（CFPS）。表 2 汇报了各变量的描述性统计结果。

表 2　　描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ESG	14971	4. 0816	1. 0584	1. 0000	4. 0000	6. 0000
Open	14971	0. 2877	0. 4527	0. 0000	0. 0000	1. 0000
Size	14971	22. 1701	1. 2880	19. 7365	22. 0100	26. 1015
Lev	14971	0. 4212	0. 2090	0. 0555	0. 4070	0. 9232
Growth	14971	0. 4065	1. 0490	−0. 7195	0. 1466	7. 4461

续表

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
MB	14971	0. 5897	0. 2439	0. 1073	0. 5798	1. 1251
Roa	14971	0. 0375	0. 0589	-0. 2499	0. 0363	0. 1874
Age	14971	2. 8124	0. 3332	1. 0986	2. 8332	3. 9318
Salary	14971	15. 2020	0. 7040	13. 3829	15. 1671	17. 1311
Inddirect	14971	0. 3751	0. 0534	0. 3333	0. 3571	0. 5714
Top1	14971	0. 3473	0. 1476	0. 0900	0. 3283	0. 7482

4. 实证分析

本部分实证检验了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响，具体安排如下：首先是基准回归分析和平行趋势检验；在此基础上进行一系列稳健性检验，进一步证明基准估计结果的可靠性。

4.1 基准回归结果与分析

表 3 报告了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现影响的基准估计结果。其中，列（1）加入了市场准入负面清单制度变量（Open），没有加入固定效应和控制变量，本文关注的核心解释变量 Open 的回归系数在 5%的水平上显著为正。列（2）在列（1）基础上加入了企业和时间双向固定效应，Open 的回归系数在 5%的水平上显著为正；列（3）加入了所有控制变量，Open 的系数仍然在 5%的水平上显著为正。上述结果表明，市场准入负面清单制度能够显著提升企业的 ESG 表现。

表 3　　基 准 回 归

变量	（1） ESG	（2） ESG	（3） ESG
Open	0. 0609 ** （0. 0241）	0. 0561 ** （0. 0282）	0. 0565 ** （0. 0278）
Size			0. 1323 *** （0. 0324）
Lev			-0. 6270 *** （0. 0993）
Growth			-0. 0203 ** （0. 0080）

续表

变量	（1） ESG	（2） ESG	（3） ESG
MB			0.1265* （0.0730）
Roa			0.2016 （0.1818）
Age			−0.0714 （0.2232）
Salary			0.0972*** （0.0272）
Inddirect			1.2527*** （0.2329）
Top1			0.1291 （0.1862）
常数项	4.0640*** （0.0177）	4.0654*** （0.0081）	−0.4681 （0.9415）
企业固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
观测值	14971	14971	14971
R^2	0.001	0.645	0.651

注：括号中是企业层面聚类的稳健标准误；*、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平显著，下同。

4.2 平行趋势检验

本文已经识别了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响效应，接下来需要进行平行趋势检验以证明基准回归结果的有效性。具体而言，本文使用事件研究法检验处理组和控制组在制度实施之前的变化趋势是否相同，模型设定如下：

$$\begin{aligned} ESG_{i,t} = {} & \alpha_0 + \beta_1 Pre3_{i,t} + \beta_2 Pre2_{i,t} + \beta_3 Current_{i,t} + \beta_4 Post1_{i,t} + \beta_5 Post2_{i,t} \\ & + \alpha_2 Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{2}$$

在模型（2）中，Pre3、Pre2、Current、Post1、Post2 是一系列时间虚拟变量，代表处理组企业所在地被列入市场准入负面清单制度试点前 3 年、前 2 年、当年和后 1 年、后 2 年的观测值，并以政策实施的前一年作为基期，从而没有把相应的时间虚拟变量（$Pre1_{i,t}$）加入模型，其余变量含义同模型（1）。

图 1 显示了模型（2）的估计结果，可以发现，Pre3、Pre2 回归系数的 95%置信区间均包含 0，

说明系数并不显著，从而在制度实施之前，试点地区企业和非试点地区企业 ESG 表现的变化趋势不存在显著差异，满足平行趋势假设。在动态效应方面，在制度实施当年以及实施后第 1 年和第 2 年，Current、Post1、Post2 的系数均显著为正，这说明市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的提升作用具有一定的持续性。

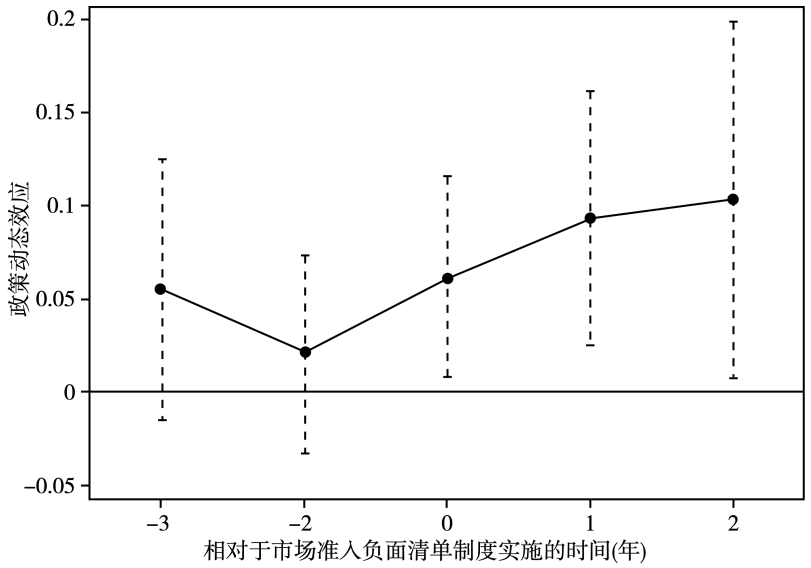

图 1　平行趋势检验

4.3　稳健性检验

4.3.1　安慰剂检验

为了避免市场准入负面清单制度试点的评估结果受到一些不可观测遗漏变量的影响，本文对模型（1）进行了循环 1000 次的安慰剂检验：利用随机生成的虚拟政策冲击变量按照模型（1）进行回归，并将这个过程重复 1000 次，最终得到虚拟政策冲击变量的 1000 个估计系数。图 2 显示了虚拟政策冲击变量估计系数的核密度分布，结果显示，随机重复 1000 次的估计系数值集中分布在 0 的附近，并且本文基准回归中真实政策变量的系数属于小概率事件，这说明市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的提升作用并非由其他遗漏因素所致，本文基准估计结果具有一定的稳健性。

4.3.2　替换被解释变量

考虑到行业特征对企业 ESG 评分的影响，本文参考林辉和李唐蓉（2023）的处理方式，将企业 ESG 评分基于行业层面进行标准化处理，得到新的被解释变量 AESG，并将 AESG 代入模型（1）进行回归。结果如表 4 列（1）所示，核心解释变量 Open 的系数显著为正，证明了基准回归结果的稳健性。

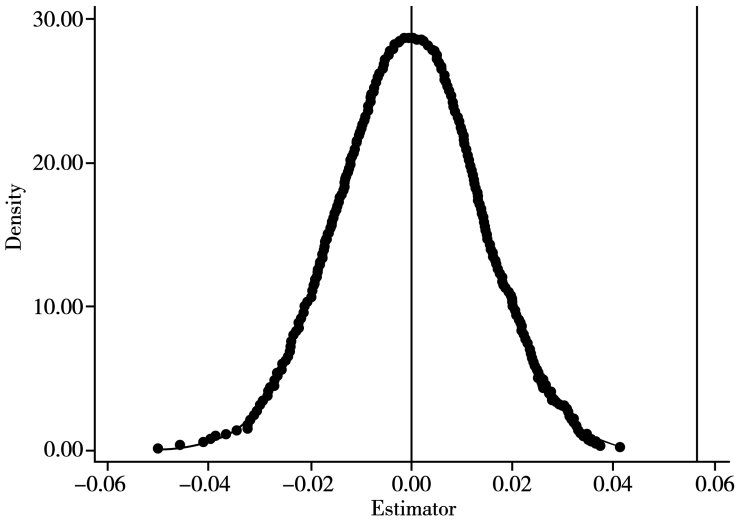

图 2　安慰剂检验

表 4　　稳健性检验（一）

变量	（1） AESG	（2） ESG	（3） ESG	（4） ESG	（5） CSDID
Open	0.0458* （0.0256）	0.0512* （0.0302）	0.0535* （0.0278）	0.0499* （0.0301）	0.0826*** （0.0316）
Policy1		0.0168 （0.0385）		0.0115 （0.0387）	
Policy2			−0.0486 （0.0349）	−0.0476 （0.0350）	
Size	0.1237*** （0.0302）	0.1319*** （0.0323）	0.1296*** （0.0325）	0.1293*** （0.0325）	是
Lev	−0.5723*** （0.0924）	−0.6264*** （0.0993）	−0.6330*** （0.0996）	−0.6324*** （0.0997）	是
Growth	−0.0261*** （0.0077）	−0.0203** （0.0080）	−0.0201** （0.0080）	−0.0201** （0.0080）	是
MB	0.1534** （0.0677）	0.1259* （0.0730）	0.1272* （0.0730）	0.1267* （0.0731）	是
Roa	0.2409 （0.1641）	0.2018 （0.1818）	0.2132 （0.1819）	0.2130 （0.1820）	是
Age	−0.1485 （0.2062）	−0.0720 （0.2232）	−0.0756 （0.2228）	−0.0759 （0.2228）	是

续表

变量	（1） AESG	（2） ESG	（3） ESG	（4） ESG	（5） CSDID
Salary	0.0855*** （0.0253）	0.0975*** （0.0271）	0.0975*** （0.0272）	0.0977*** （0.0272）	是
Inddirect	1.0675*** （0.2196）	1.2538*** （0.2331）	1.2530*** （0.2330）	1.2538*** （0.2332）	是
Top1	0.1922 （0.1717）	0.1283 （0.1863）	0.1317 （0.1863）	0.1311 （0.1864）	是
常数项	−3.9453*** （0.8810）	−0.4652 （0.9417）	−0.3888 （0.9429）	−0.3886 （0.9432）	
企业固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	14922	14971	14971	14971	13680
R^2	0.632	0.651	0.651	0.651	

4.3.3 排除其他政策干扰

在本文的样本期间内，除了实施市场准入负面清单制度以外，自由贸易试验区通过进行可持续发展方面的制度创新也可能对企业 ESG 表现产生影响；同时，2015 年实施的新环境保护法带来的环境规制效应也可能影响企业的 ESG 投资。因此，本文需要排除这两大因素对基准回归结果的干扰。首先，本文设置自由贸易试验区虚拟变量（Policy1）和新环境保护法虚拟变量（Policy2），具体来说，当企业 i 所在城市在 t 年设立自贸试验区时，则该企业在 t 年及之后的年份 Policy1 取值为 1，否则为 0。同时，考虑到与其他行业相比，新环境保护法对重污染行业影响较大，所以对于属于重污染行业的企业，Policy2 在 2015 年及之后的年份取值为 1，否则为 0。其次，将 Policy1、Policy2 依次添加到基准估计模型（1）中进行回归。结果如表 4 列（2）至列（4）所示，列（2）控制了自贸试验区政策，列（3）控制了新环境保护法，列（4）同时控制了自贸试验区政策和新环境保护法，可以发现市场准入负面清单制度变量 Open 的系数均显著为正，这证明在排除了两大干扰因素之后，市场准入负面清单制度仍然显著提升了企业 ESG 表现。

4.3.4 多期双重差分的稳健估计方法

现有研究发现，多期双重差分模型在双向固定效应（TWFE）下得到的回归估计值可能存在偏误（Baker et al.，2022），所以本文参考 Callaway 和 Sant' Anna（2021）的稳健估计方法，重新估计市场准入负面清单制度的平均处理效应。表 4 列（5）显示，这一稳健估计方法的结果依然显著为正，再

次证明了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的提升作用是显著存在的。

4.3.5 样本选择偏误检验

考虑到处理组和控制组之间的固有差异可能会影响基准估计结果的稳健性，本文分别使用倾向得分匹配和熵平衡匹配的方法重新进行回归，以排除样本选择偏误对研究结果的干扰。

第一，本文使用倾向得分匹配方法为每一个处理组企业寻找与其最为相似的控制组企业，并利用匹配后的样本进行回归分析。首先，本文选择前文的控制变量运用 Logit 模型计算倾向得分，采用 1∶3 近邻匹配的方法为市场准入负面清单制度试点地区企业样本（处理组）匹配控制组，使得处理组和控制组在制度实施之前尽可能不存在差异。其次，在第一步的基础上使用基准估计模型（1）重新识别市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的净效应。回归结果如表 5 列（1）所示，Open 的估计系数显著为正，表明样本进行倾向得分匹配后的估计结果与基准回归结果基本一致，本文基准回归结果是稳健的。

第二，本文使用熵平衡匹配法，把处理组和控制组控制变量的均值、方差和偏度进行加权平衡匹配，然后将匹配后的样本进行回归。回归结果如表 5 列（2）所示，Open 的估计系数为 0.0652，并在 5%的水平上显著，再次证明了本文基准回归结果的稳健性。

4.3.6 内生性检验

考虑到市场准入负面清单制度试点地区的选择可能受到未知因素的影响，该项制度可能存在一定的内生性问题，所以本文进一步添加可能影响试点地区选择的控制变量：（1）基础设施水平（Infrastructure），用高速公路里程的自然对数衡量；（2）区域经济发展水平（Pergdp），用各省份人均 GDP 衡量；（3）第二产业增加值占比（Secgdp）。回归结果如表 5 列（3）所示，Open 的系数仍然显著为正。

4.3.7 改变聚类层级

本文通过改变聚类层级的手段进一步验证基准回归结果的稳健性，分别将聚类层级改为城市层面、省份层面后重新进行回归，结果如表 5 列（4）、列（5）所示，可以发现，Open 的系数依然显著为正，再次证明了基准估计结果的稳健性。

表 5　　稳健性检验（二）以及机制检验（一）

变量	（1） ESG	（2） ESG	（3） ESG	（4） ESG	（5） ESG	（6） HHI	（7） ESG
Open	0.0679** （0.0296）	0.0652** （0.0293）	0.0489* （0.0286）	0.0565* （0.0288）	0.0565* （0.0328）	−0.0179*** （0.0046）	0.0557** （0.0279）
HHI							−0.0927 （0.0832）

续表

变量	(1) ESG	(2) ESG	(3) ESG	(4) ESG	(5) ESG	(6) HHI	(7) ESG
Size	0.1264***	0.1223***	0.1298***	0.1331***	0.1323***	0.0123*	0.1357***
	(0.0340)	(0.0340)	(0.0327)	(0.0366)	(0.0304)	(0.0067)	(0.0324)
Lev	−0.6493***	−0.6232***	−0.6249***	−0.6279***	−0.6270***	−0.0260	−0.6355***
	(0.1087)	(0.1087)	(0.0997)	(0.0989)	(0.0896)	(0.0198)	(0.0995)
Growth	−0.0159*	−0.0154*	−0.0199**	−0.0207***	−0.0203**	−0.0007	−0.0205**
	(0.0085)	(0.0090)	(0.0080)	(0.0073)	(0.0084)	(0.0017)	(0.0080)
MB	0.1199	0.0976	0.1255*	0.1246	0.1265	−0.0080	0.1211*
	(0.0790)	(0.0752)	(0.0729)	(0.0830)	(0.1009)	(0.0110)	(0.0729)
Roa	0.2961	0.2096	0.2094	0.1995	0.2016	0.0360	0.1995
	(0.2011)	(0.2040)	(0.1823)	(0.1959)	(0.1919)	(0.0264)	(0.1818)
Age	−0.0636	−0.1346	−0.0948	−0.0794	−0.0714	−0.0308	−0.0736
	(0.2327)	(0.2473)	(0.2239)	(0.2833)	(0.2985)	(0.0356)	(0.2236)
Salary	0.0996***	0.1028***	0.0957***	0.0968***	0.0972**	−0.0011	0.0967***
	(0.0291)	(0.0280)	(0.0271)	(0.0321)	(0.0396)	(0.0049)	(0.0272)
Inddirect	1.3577***	1.3157***	1.2665***	1.2649***	1.2527***	0.0345	1.2608***
	(0.2516)	(0.2409)	(0.2330)	(0.2879)	(0.1936)	(0.0428)	(0.2333)
Top1	0.1947	0.0870	0.1442	0.1244	0.1291	0.0490	0.1300
	(0.2020)	(0.1997)	(0.1868)	(0.1827)	(0.1481)	(0.0392)	(0.1864)
Infrastructure			0.0955				
			(0.0949)				
Pergdp			0.4174***				
			(0.1567)				
Secgdp			−0.0006				
			(0.0056)				
常数项	−0.4568	−0.1445	−5.7406**	−0.4595	−0.4681	0.2642	−0.4847
	(0.9842)	(1.0331)	(2.2831)	(1.0545)	(1.2790)	(0.1810)	(0.9407)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Sobel $\|Z\|$ 值							7.2140 (p 值=0.00)
观测值	12769	14971	14962	14959	14971	14942	14942
R^2	0.665	0.657	0.652	0.651	0.651	0.923	0.651

5. 作用机制检验

5.1 市场竞争机制

至此，本文已经验证了市场准入负面清单制度对提升企业 ESG 表现的显著促进作用，并且通过一系列稳健性检验证明了这一基本结论的稳健性。接下来，本文参考温忠麟等（2004）的研究，通过构建中介效应模型对市场准入负面清单制度提升企业 ESG 表现的作用机制进行检验。

$$Med_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Open_{i,t} + \lambda_2 Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$ESG_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Open_{i,t} + \gamma_2 Med_{i,t} + \gamma_3 Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Med 是中介变量，分别代表市场竞争机制（HHI）和资源配置效率机制（Allocation）。γ_1是直接效应，$\lambda_1 \times \gamma_2$是通过中介变量形成的间接效应，如果 λ_1、γ_1及 γ_2均显著，则存在部分中介效应；如果 λ_1和 γ_2显著，γ_1不显著，则存在完全中介效应；如果 λ_1和 γ_2至少有一个不显著，则需要进行 Sobel 检验判断中介效应是否存在。

本文参照考秀梅和谢申祥（2024）的研究，用省份-行业层面的赫芬达尔指数衡量市场竞争程度（HHI），该指数越小，代表市场竞争程度越高。表 5 列（6）中 λ_1显著为负，列（7）中 γ_1显著为正，γ_2不显著，因此需要进行 Sobel 检验，结果显示通过了 Sobel $|Z|$值显著性检验。这表明市场准入负面清单制度能够通过提高市场竞争程度提升企业 ESG 表现，从而验证了市场竞争机制的存在。

5.2 社会信任机制

本文通过设置模型（5）、模型（6）来检验社会信任这一影响机制是否存在：

$$Trust_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Open_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + Pid + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$ESG_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Open_{i,t} + \gamma_2 Trust_{i,t} + \gamma_3 Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

在模型（5）中，i 代表个人，t 代表年度，被解释变量 $Trust_{i,t}$代表个人 i 在 t 年的社会信任度，核心解释变量 $Open_{i,t}$是市场准入负面清单制度代理变量，表示个人 i 所在地区在 t 年是否已经实施该项制度。$Controls_{i,t}$是一系列个体、家庭和省级层面的控制变量；Pid 是个体固定效应，Year 是时间固定效应；$\varepsilon_{i,t}$是随机误差项。

对于社会信任变量（Trust），本文参考王昱崴和吴晶妹（2023）的研究，选用 CFPS 问卷中设置的“对父母的信任度”“对邻居的信任度”“对陌生人的信任度”“对本地政府官员的信任度”“对医生的信任度”等问题综合测度社会信任，在上述各问题的回答选项中，从 0 分到 10 分代表信任度逐渐提高，0 分表示非常不信任，10 分表示非常信任，对上述各问题的得分取均值得到社会信任度（Trust）。

对于市场准入负面清单制度变量（Open），如果个人 i 所在地在 t 年被列入制度试点地区，那么 t 年及之后年份 Open 取值为 1，否则取值为 0。

参照周云波和黄祺雨（2023）的研究，本文从个体特征、家庭特征以及地区特征三个层面设置控制变量，个体层面的控制变量包括：（1）受访者的年龄（Age）以及年龄的平方（Age^2）；（2）性别（Gender），男性取值为 1，女性取值为 0；（3）受教育程度（Edu），用已完成的最高受教育年限衡量；（4）婚姻状况（Mar），在婚状态取值为 1，否则取值为 0；（5）户口类型（Hukou），农村户口取值为 1，城市户口取值为 0；（6）健康状况（Health），对于受访者的自评健康状况，“非常健康、很健康、比较健康、一般、不健康”分别取值为“5、4、3、2、1”。家庭层面的控制变量是家庭收入情况（Infincome），用受访者家庭年收入加 1 取自然对数衡量。省级层面的控制变量包括：（1）第三产业占比（Thrgdp），用第三产业产值占 GDP 的比重衡量；（2）城镇化水平（Urbanrate），用城镇人口与总人口的比值衡量；（3）政府干预程度（Fiscal），用地方财政一般预算内支出与 GDP 的比值衡量。

上述提及的个体以及家庭层面的数据来自中国家庭追踪调查（CFPS）数据库，基于数据可得性，使用 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年四期的数据。同时，本文对家庭收入、GDP 等连续变量进行了上下 1%的缩尾处理。

在模型（6）中，为了回归的可行性，参照孟庆斌等（2019）的方法，本文将个体层面的社会信任变量（Trust）做取地区均值的处理，其余变量含义同模型（1）。按照中介效应检验原理，如果 α_1 和 γ_2显著，则存在中介效应；如果 α_1和 γ_2至少有一个不显著，则需要进行 Sobel 检验判断中介效应的存在性。

表 6 列（1）显示，系数 α_1显著为正，表明市场准入负面清单制度能够显著促进社会信任的建立①。表 7 列（1）显示，γ_1显著为正，γ_2不显著，但是已通过 Sobel $|Z|$ 值显著性检验。这证明市场准入负面清单制度能够通过促进社会信任来提升企业 ESG 表现，社会信任这一影响机制是存在的。

表 6　　机制检验（二）

变　量	（1） Trust
Open	0.0248* （0.0148）
Age	−0.0310* （0.0171）
Age^2	0.0003*** （0.0001）
Gender	−0.0490 （0.1452）

① 已通过平行趋势检验，结果留存备索。

续表

变　　量	（1） Trust
Edu	0.0090* （0.0050）
Mar	−0.0094 （0.0259）
Hukou	0.0404 （0.0302）
Health	0.0678*** （0.0050）
Infincome	0.0031 （0.0045）
Thrgdp	−0.0018 （0.0020）
Urbanrate	0.0029 （0.0020）
Fiscal	0.7627*** （0.2588）
常数项	5.9929*** （0.7698）
个体固定效应	是
时间固定效应	是
观测值	98304
R^2	0.559

5.3　资源配置机制

本文选择企业资源错配（Allocation）作为企业资源配置效率的代理变量，具体参考卞元超和白俊红（2021）的研究用企业 TFP 分布的离差衡量，即企业 TFP 减去该行业内企业 TFP 均值的绝对值，该指标越大，表示企业资源错配程度越高，资源配置效率越低。表 7 列（2）中 λ_1 显著为负，列（3）中 γ_1 显著为正，γ_2 不显著，进行 Sobel 检验后发现 Sobel $|Z|$ 值显著，因此可以证明，市场准入负面清单制度能够通过提高企业资源配置效率来提升企业 ESG 表现。

表 7　　机制检验（三）

变量	(1)① ESG	(2) Allocation	(3) ESG
Open	0.0914*** (0.0346)	−0.0034** (0.0017)	0.0563** (0.0278)
Trust	0.1595 (0.1264)		
Allocation			0.0490 (0.0404)
Size	0.1426*** (0.0421)	0.0031 (0.0025)	0.1333*** (0.0324)
Lev	−0.6273*** (0.1444)	−0.0009 (0.0086)	−0.6313*** (0.0990)
Growth	−0.0381*** (0.0126)	−0.0004 (0.0006)	−0.0206*** (0.0080)
MB	0.0963 (0.1074)	−0.0083 (0.0050)	0.1275* (0.0730)
Roa	0.4504* (0.2597)	0.0152 (0.0127)	0.2025 (0.1816)
Age	0.0521 (0.3040)	−0.0480*** (0.0180)	−0.0781 (0.2237)
Salary	0.0841** (0.0380)	0.0006 (0.0024)	0.0967*** (0.0272)
Inddirect	1.2677*** (0.3425)	0.0073 (0.0153)	1.2533*** (0.2330)
Top1	0.2349 (0.2421)	0.0299** (0.0139)	0.1352 (0.1861)
常数项	−1.8514 (1.4934)	0.1315 (0.0938)	−0.4884 (0.9415)
企业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
Sobel $\lvert Z \rvert$ 值	3.1710 (p 值 = 0.00)		4.4540 (p 值 = 0.00)
观测值	6875	14969	14969
R^2	0.700	0.874	0.651

① 因为在本文样本期附近，Trust 变量仅有 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年的数据，所以该列仅对这四年的样本进行回归。

6. 异质性分析

6.1 企业规模异质性

企业开展 ESG 实践受到自身资源禀赋（资本积累、技术储备等）的影响，而大规模企业和小规模企业在这些方面存在一定的差异，因此本文认为，市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现提升作用的发挥可能在不同规模企业之间存在差异。相较于规模较小的企业，规模较大的企业通常具有更优的资源禀赋，其自身的资本积累更加充足，所以大规模企业对于开展 ESG 活动可能具有更强的执行力。因此，本文区分企业规模大小考察市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的异质性影响，具体采用总资产的自然对数衡量企业规模，然后求得企业规模的年度中位数，将高于中位数的企业归为大规模企业组，剩余企业归为小规模企业组，最后对这两组子样本分别进行回归。结果如表 8 列（1）、列（2）所示，可见，列（1）Open 的系数显著为正，列（2）Open 的系数并不显著，并且通过了组间系数差异检验，这说明市场准入负面清单制度显著提升了大规模企业的 ESG 表现，而对小规模企业 ESG 表现的影响并不显著，与本文预期相符。

表 8　　异质性分析

变量	（1） 大规模企业	（2） 小规模企业	（3） 重污染行业	（4） 非重污染行业	（5） 政府干预 程度较高	（6） 政府干预 程度较低
Open	0.0728* （0.0392）	0.0184 （0.0422）	0.0387 （0.0539）	0.0553* （0.0323）	0.0910* （0.0470）	0.0682* （0.0398）
Size	0.2146*** （0.0528）	0.1616*** （0.0608）	0.2156*** （0.0695）	0.1079*** （0.0375）	0.1253*** （0.0477）	0.1492*** （0.0480）
Lev	−0.5210*** （0.1764）	−0.8006*** （0.1463）	−0.8624*** （0.1784）	−0.5393*** （0.1198）	−0.6707*** （0.1501）	−0.5613*** （0.1415）
Growth	−0.0365*** （0.0114）	0.0034 （0.0120）	−0.0392** （0.0185）	−0.0154* （0.0091）	−0.0164 （0.0115）	−0.0176 （0.0108）
MB	0.0212 （0.1039）	0.1707 （0.1141）	−0.0095 （0.1422）	0.1813** （0.0848）	0.0727 （0.1149）	0.1677* （0.0995）
Roa	0.2303 （0.3244）	−0.1153 （0.2371）	0.0341 （0.3404）	0.2577 （0.2080）	−0.1570 （0.2740）	0.4701* （0.2536）
Age	0.3067 （0.3239）	−0.4132 （0.3632）	−0.4399 （0.4406）	−0.0071 （0.2611）	0.2378 （0.3569）	−0.1819 （0.3108）

续表

变量	（1） 大规模企业	（2） 小规模企业	（3） 重污染行业	（4） 非重污染行业	（5） 政府干预 程度较高	（6） 政府干预 程度较低
Salary	0.0858** （0.0365）	0.1533*** （0.0443）	0.0545 （0.0503）	0.1149*** （0.0329）	0.0918** （0.0399）	0.1224*** （0.0413）
Inddirect	1.2557*** （0.3355）	1.1928*** （0.3471）	1.7620*** （0.4231）	0.9078*** （0.2764）	1.2435*** （0.3370）	1.1832*** （0.3233）
Top1	0.1903 （0.2545）	0.4545 （0.3609）	−0.0360 （0.3337）	0.0850 （0.2264）	0.0873 （0.3061）	0.2887 （0.2335）
常数项	−3.2529** （1.5324）	−1.0421 （1.6393）	−0.6275 （1.9125）	−0.2793 （1.0959）	−1.0909 （1.4843）	−0.9767 （1.3529）
组间差异经验 p 值	0.047		0.016		0.023	
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	7472	7214	4550	10386	6875	7480
R^2	0.652	0.681	0.633	0.666	0.664	0.657

6.2 行业异质性

考虑到重污染行业和非重污染行业面临的环保压力存在一定差异，因此这两类行业对 ESG 投资的管理与发展水平可能也存在差异，从而市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响在重污染行业和非重污染行业之间可能呈现出不同的效果。因此，本文区分重污染行业和非重污染行业考察市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的异质性影响，具体按照李青原和肖泽华（2020）对重污染行业的界定，将所有样本划分为重污染行业组和非重污染行业组，并对两组子样本进行回归。结果如表 8 列（3）和列（4）所示，可以发现，列（3）Open 的系数并不显著，列（4）Open 的系数显著为正，并通过了组间系数差异检验，这表明该项制度显著提升了非重污染行业企业的 ESG 表现，而对重污染行业企业 ESG 表现没有产生显著的影响，市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响存在行业异质性。可能的原因是，与非重污染行业相比，重污染行业在环境方面受到较为严格的监管，从而对市场准入负面清单制度的敏感性较弱，导致该项制度对企业 ESG 表现的提升作用并不显著。

6.3 地方政府干预程度异质性

地方政府对市场的过度干预不利于企业之间的公平竞争，同时也会阻碍要素资源的合理配置，

从而减弱企业开展 ESG 实践的动力。市场准入负面清单制度旨在明确政府发挥作用的职责边界，充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，有助于减少政府对市场的过度干预。所以，本文预期，对于受地方政府干预程度较高的企业，市场准入负面清单制度对其 ESG 表现的提升作用可能更明显。本文采用市场化指数中的“政府与市场的关系”得分衡量政府干预程度，首先计算“政府与市场的关系”得分的年度中位数，然后将低于中位数的企业归为受地方政府干预程度较高组，其余企业归为受地方政府干预程度较低组，最后对这两组子样本分别进行回归。结果如表 8 列（5）、列（6）所示，可以发现，这两列中 Open 的系数均在 10%水平显著为正，但是地方政府干预程度较高地区企业回归系数略大于地方政府干预程度较低地区企业，并且组间系数差异检验表明这种组间差异是显著的，这说明市场准入负面清单制度对地方政府干预程度较高地区和较低地区企业的 ESG 表现均有显著的提升作用，并且对地方政府干预程度较高地区企业 ESG 表现的影响更显著，与本文预期相符。

7. 结论与讨论

7.1 主要结论

本文以市场准入负面清单制度作为市场准入管制放松的准自然实验，选用中国 A 股上市公司作为研究样本，考察了市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的影响。结果显示，市场准入负面清单制度能够显著提升企业 ESG 表现，该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验发现，市场准入负面清单制度能够通过提高市场竞争程度、促进社会信任、提高资源配置效率的渠道提升企业 ESG 表现。异质性分析发现，市场准入负面清单制度对企业 ESG 表现的提升作用在大规模企业、非重污染行业以及政府干预程度较高地区企业中更明显。

7.2 政策启示

7.2.1 政府层面

首先，继续完善市场准入制度，坚持放松市场准入管制。本文研究证明市场准入负面清单制度能够通过增强市场竞争程度、提升社会信任水平以及提高资源配置效率的途径显著提升企业 ESG 表现，这表明该项制度在构建社会资本与促进可持续发展等领域均发挥出了显著的政策效果，对社会发展做出重要贡献。所以，后续需要通过深化改革充分激发市场准入负面清单的制度效能，健全与市场准入制度相衔接的企业信用监管等各项配套措施，完善市场运营以及市场退出机制，最大限度减少政府对市场的不当干预，最终建立起系统、高效的市场准入准营退出制度。

其次，不断完善监督和激励机制，充分发挥政府在市场准入负面清单制度实施过程中的作用。通过健全相关法律制度加强对政府行政权力的监督，坚决杜绝地方政府在市场准入领域的过度干预，严格落实“全国一张单”的模式；建立完善市场准入负面清单制度实施效果的评估机制，提升政府

在落实相关政策措施中的积极性。

最后，本文的异质性分析发现，市场准入负面清单制度对小规模企业、重污染行业企业 ESG 表现没有产生显著的提升作用，政府可以重点关注这两类企业的诉求，通过出台相关政策或引导银行等金融机构给予小规模企业资金支持等途径，激励企业开展 ESG 实践。

7.2.2 企业层面

首先，企业应该把握市场准入负面清单制度的战略机遇，充分激发自身发展潜能。根据本文结论，市场准入负面清单制度能够通过提高市场竞争程度、促进社会信任等渠道显著提升企业 ESG 表现，所以企业一方面可以通过积极开展 ESG 实践赢得利益相关者的支持，在激烈的市场竞争中提升自身的竞争优势；另一方面也可以把握市场准入负面清单制度带来的社会信任环境改善的机遇，积极开展信用融资、投资并购等经营活动。

其次，对于资金积累、内部管理经验等方面条件稍差的小规模企业，要积极寻求社会各方的支持与合作。一方面可以向政府部门提出自己的困境和需求，配合政府部门开展更为精细化的政策试点；另一方面也可以寻求与其他企业的合作，通过合作的方式弥补自身的短板，并发挥自身的优势。

7.3 研究局限性与未来展望

首先，本文仅考察了市场准入负面清单制度对企业 ESG 整体表现的影响，而没有区分企业 ESG 表现的三个不同维度，未来可以详细探讨市场准入负面清单制度对不同类型企业 ESG 表现的影响究竟体现在环境、社会和治理的某一个或几个层面。其次，本文没有重点考察市场准入负面清单制度对新兴产业企业 ESG 表现的影响，而在加快发展新质生产力的背景下，探讨新兴产业企业 ESG 表现的影响因素具有重要的现实意义，因此未来可以聚焦于新兴产业，进一步分析市场准入负面清单制度的政策效果。

◎ 参考文献

[1] 卞元超，白俊红．市场分割与中国企业的生存困境［J］．财贸经济，2021，42（1）．
[2] 方先明，胡丁．企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据［J］．经济研究，2023，58（2）．
[3] 冯晓玲，张莉．出口贸易结构升级影响中国制造业绿色全要素生产率的机制及途径［J］．海岳学刊，2024（2）．
[4] 胡海川，贾振婷，冯丽丽．市场准入管制放松与企业绿色转型——基于“市场准入负面清单制度”试点的准自然实验［J］．经济问题，2025（1）．
[5] 黄若谷，朱祖平．企业低碳转型概念内涵、发展脉络与研究展望［J］．科学管理研究，2024，42（5）．
[6] 考秀梅，谢申祥．制度型开放与企业内薪酬差距——基于市场准入负面清单试点的准自然实验

［J］. 国际贸易问题，2024（3）.
［7］孔祥利，张倩. 市场准入负面清单制度引导规范民营经济发展的价值导向、制度安排与施策重点［J］. 南开经济研究，2023（12）.
［8］雷卓骏，黄凌云，张宽. 市场准入管制放松与城乡收入差距［J］. 财贸经济，2023，44（5）.
［9］雷卓骏，刘晔. 制度创新何以赋能区域创新：来自市场准入负面清单模式的证据［J］. 中国软科学，2024（9）.
［10］李慧. 商事制度改革能否提升企业 ESG 表现？［J］. 现代经济探讨，2024（6）.
［11］李金磊，王磊，黄远标. 放松市场准入管制与劳动收入份额［J］. 经济理论与经济管理，2024，44（7）.
［12］李青原，肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据［J］. 经济研究，2020，55（9）.
［13］林辉，李唐蓉. 绿色发展、金融支持与企业价值——基于上市公司 ESG 的实证检验［J］. 现代经济探讨，2023（2）.
［14］毛其淋，王玥清. ESG 的就业效应研究：来自中国上市公司的证据［J］. 经济研究，2023，58（7）.
［15］孟庆斌，施佳宏，鲁冰，宋祉健. “轻信”的注册会计师影响了审计质量吗——基于中国综合社会调查（CGSS）的经验研究［J］. 会计研究，2019（7）.
［16］苗红娜. 政府质量评价与社会信任：基于一项全国样本的实证研究［J］. 江苏社会科学，2014（5）.
［17］田贵贤，谢子远. 政企关系、市场竞争与企业绿色技术创新［J］. 江西社会科学，2023，43（4）.
［18］徐浩庆，林浩锋，邢洁. 环境规制与重污染企业的 ESG 表现［J］. 广东财经大学学报，2024，39（1）.
［19］王雄元，徐晶. 放松市场准入管制提高了企业投资效率吗？——基于“市场准入负面清单”试点的准自然实验［J］. 金融研究，2022（9）.
［20］王应欢，郭永祯. 企业数字化转型与 ESG 表现——基于中国上市企业的经验证据［J］. 财经研究，2023，49（9）.
［21］王昱崴，吴晶妹. 社会信任与家庭借贷可得［J］. 经济经纬，2023，40（2）.
［22］魏建，王慧敏，薛启航. 金融秩序维护与企业 ESG 表现——来自金融司法审判的证据［J］. 经济学动态，2024（7）.
［23］温忠麟，张雷，侯杰泰，刘红云. 中介效应检验程序及其应用［J］. 心理学报，2004（5）.
［24］吴勋，李东倡，黄千禧. 环境保护税对企业 ESG 责任履行的影响：绿色创新抑或资源配置［J］. 商业研究，2024（6）.
［25］肖鹏，王亚琪. 公共服务质量、社会信任与企业税收遵从［J］. 现代经济探讨，2023（9）.
［26］袁朋伟，任缘，董晓庆. 良师益友：企业 ESG 表现的区域同群效应［J/OL］.（2024-11-13）. http：//kns. cnki. net/kcms/detail/50. 1023. C. 20241112. 1550. 004. html.

[27] 张宽，雷卓骏，李后建．市场准入管制与企业全要素生产率：来自负面清单的证据［J］．世界经济，2023，46（5）．
[28] 张萌，宋顺林．企业数字化、创新驱动政策与 ESG 表现［J］．北京工商大学学报（社会科学版），2023，38（6）．
[29] 张乃丽，马荣国．营商环境优化对制造业企业高质量发展的影响［J］．济南大学学报（社会科学版），2023，33（1）．
[30] 张祥建，徐晋，徐龙炳．高管精英治理模式能够提升企业绩效吗？——基于社会连带关系调节效应的研究［J］．经济研究，2015，50（3）．
[31] 张悦，许永斌，汪顺．负面清单制度与企业创新信息披露［J］．财经研究，2023，49（9）．
[32] 张蕴萍．规制能力提升是深化中国垄断行业政府规制体制改革的有效途径［J］．理论学刊，2015（8）．
[33] 周云波，黄祺雨．数字普惠金融与居民社会信任——基于经济公平和机会公平的双视角［J］．现代经济探讨，2023（1）．
[34] 周志方，韩尚杰，程序．市场准入管制放松与企业创新——基于“市场准入负面清单制度”试点的准自然实验［J］．财经研究，2023，49（11）．
[35] Baker，A. C.，Larcker，D. F.，Wang，C. C. Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates？［J］. Journal of Financial Economics，2022，144（2）．
[36] Bissoondoyal-Bheenick，E.，Brooks，R.，Do，H. X. ESG and firm performance：The role of size and media channels［J］. Economic Modelling，2023（121）．
[37] Callaway，B.，Sant’Anna，P. H. C. Difference-in-differences with multiple time periods［J］. Journal of Econometrics，2021，225（2）．
[38] Chen，Q.，Li，M. H. Environmental regulatory system reform and corporate ESG ratings：Evidence From China［J］. Economic Modelling，2024（135）．
[39] Cicchiello，A. F.，Marrazza，F.，Perdichizzi，S. Non-financial disclosure regulation and environmental，social，and governance（ESG）performance：The case of EU and US firms［J］. Corporate Social Responsibility and Environmental Management，2023，30（3）．
[40] Giddens，A. The consequences of modernity［M］. Stanford：Stanford University Press，1991.
[41] Pan，C. C.，Huang，Y. Z.，Jin，L. Market entry deregulation and corporate vertical specialization：Evidence from China［J］. Economic Modelling，2023（129）．
[42] Uslaner，E. M. Social capital，television，and the “mean world”：Trust，optimism，and civic participation［J］. Political psychology，1998，19（3）．
[43] Wang，X. Y.，Xu，J.，Wang，S. Can the improvement of competitive adequacy and fairness reduce discriminatory M&A behavior？ Evidence from the market access negative list pilot in China［J］. China Journal of Accounting Research，2024，17（1）．
[44] Zhang，H.，Li，Y.，Xiao，C. L.，Wang，X. Y. Can the deregulation of market access reduce the cost of corporate debt financing：A quasinatural experiment based on the “negative list for market access” pilot project［J］. International Review of Financial Analysis，2024（91）．

Market Access Regulation and Corporate ESG Performance
—Evidence From the Negative List for Market Access

Ning Jingbo　Zhao Xiaoguang
（School of Economics, Shandong Normal University, Jinan, 250358）

Abstract: This paper takes the implementation of the negative list system for market access as a quasi-natural experiment of market access deregulation, selects data of Chinese A-share listed companies, and analyzes the impact of market access deregulation on corporate ESG performance using the difference-in-differences method. The study finds that the negative list system for market access can significantly enhance corporate ESG performance. The mechanism test shows that the negative list system for market access significantly enhances corporate ESG performance through the channels of enhancing market competition, promoting social trust, and improving the efficiency of resource allocation. Heterogeneity analysis indicates that, in large-scale enterprises, non-heavily polluted industries, and enterprises in regions with high degree of intervention by local governments, the negative list system for market access has a more significant promoting effect on corporate ESG performance. The results of this paper provide theoretical basis and policy inspiration for improving the market access system and implementing sustainable development strategies.

Key words: Market access regulation; Negative list system for market access; Corporate ESG performance

专业主编：陈立敏